Niveau(x) d'enseignement: 8 Numéro EDUQ : 8370622
Centre d'intérêt: 010

Lacroix, Robert.

Education supérieure et revenu / par Robert Lacroix et Clément Lemelin. -- Montréal : Université de Montréal, Département de sciences économiques; Université de Montréal, Centre de recherches en développement économique, [1980?].
28 p. ; 28 cm. -- (Cahier / Université de Montréal, Département de sciences économiques ; Université de Montréal, Centre de recherches en développement économique)

Bibliogr.: p. 26-27.

Cote Dewey: / Cote LC: /

Descripteur(s): *Diplômé *Revenu *Salaire *Scolarisation *Universitaire (Niveau)

Identificateur(s) de sujet: *Capital humain *Economie de l'éducation

Parallèlement à un effort de scolarisation sans précédent, un courant de pensée nouveau s'est développé au cours des dernières années à l'intérieur de la science économique: celui de l'investissement dans le capital humain. La présente étude, qui se restreint toutefois à l'examen de l'impact de la scolarité universitaire sur le revenu, est à situer dans cette perspective.

Une première section examine brièvement les lignes de force et les limites du recours à la scolarité comme explication de la répartition des revenus. Suit un survol rapide des résultats des principales études canadiennes de taux de rendement des études universitaires. Enfin, une dernière section porte sur les rôles respectifs de la scolarité, du champ de spécialisation et de la profession. L'étude s'appuie en particulier sur les résultats de l'"Enquête sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée du Canada" réalisée en 1973 pour le compte du ministère d'état à la Science et à la Technologie.

Au Canada, les facteurs que constituent le niveau de scolarité, l'expérience et le champ de spécialisation permettent d'expliquer environ le quart de la disparité des revenus. Le recours à une approche trop agrégée risque toutefois de masquer des différences importantes: un nombre plus grand d'années d'expérience ou de scolarité a un impact différent d'un champ de scolarisation à l'autre. Une désagrégation par région ou par origine ethnique pourrait à son tour mener à des résultats plus complexes.

Type de document: r
Auteur de l'analyse: ar

E D U Q 8370622

DÉPARTEMENT DE SCIENCE ÉCONOMIQUE

et

CENTRE DE RECHERCHE EN DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE

Cahier No. 7903

EDUCATION SUPERIEURE ET REVENU*

par

Robert Lacroix

et

Clément Lemelin

université de montréal

case postale 6128, succursale A, montréal H3C 3J7

E D U Q 8370622

Cahier No. 7903

EDUCATION SUPERIEURE ET REVENU*

par

Robert Lacroix

et

Clément Lemelin

A ne pas citer sans la permission des auteurs

Ce cahier est publié conjointement par le Département de Science Economique et par le Centre de recherche en Développement Economique de l'Université de Montréal.

* Texte préliminaire d'une communication qui sera présentée à la Conférence sur les Revenus au Canada (Winnipeg, mai 1979) organisée par le Conseil économique du Canada. Nos travaux qui sont à la base de cette communication ont été financés par le Conseil des Arts du Canada (S74-1614-S1). Certains de ces travaux ont déjà été publiés dans Lacroix et Lemelin (1977) et Lacroix, Lemelin et Robillard (1978). Robert Lacroix est professeur au Département de Science économique de l'Université de Montréal et Clément Lemelin est professeur au Département de Science économique de l'Université du Québec à Montréal.

INTRODUCTION

Parallèlement à un effort de scolarisation sans précédent un peu partout dans le monde, un courant de pensée nouveau s'est développé au cours des vingt dernières années à l'intérieur de la science économique, celui de l'investissement dans le capital humain.

Si nous prenons ce développement nouveau comme point de départ, il n'en demeure pas moins que nous sommes conscients de ne pas lui rendre pleinement justice: notre communication ne s'intéresse qu'à un seul des investissements possibles, l'éducation, et nous nous limitons à l'étude de l'impact de la scolarité universitaire. La main-d'oeuvre hautement qualifiée ainsi définie ne représentait en 1971 que 7% du total au Canada.

La première section reprend brièvement les lignes de force ainsi que les limites de cette tentative d'explication de la répartition des revenus. La deuxième section présente les résultats d'un survol rapide des principales études canadiennes de taux de rendement des études universitaires. La troisième section, enfin, s'interroge sur les rôles respectifs de la scolarité, du champ de spécialisation et de la profession.

Tout au long de ce texte, une attention particulière sera portée aux résultats de nos recherches faites à partir de l'Enquête sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée du Canada réalisée en 1973 pour le compte du ministère d'Etat à la Science et à la Technologie.

I- L'éducation, l'investissement dans le capital humain et les disparités de revenu

Si la théorie de l'investissement dans le capital humain a d'abord mis l'accent sur des calculs de taux de rendement ainsi que sur des tentatives d'évaluation de la contribution de l'éducation à la croissance économique, c'est tout naturellement qu'elle a débouché sur des fonctions de détermination du revenu individuel qui insistent sur les caractéristiques de l'offre de travail, -niveau de scolarité, nombre d'années d'expérience, etc.- et sur des fonctions agrégées de distribution des revenus.

S'il faut en croire la littérature récente sur le sujet, ce courant nouveau constitue un des apports les plus stimulants à ces efforts visant à une meilleure compréhension de la répartition des revenus[1]. Dans ses versions originelles, ce courant avait tendance à se rattacher aveuglément au principe de compensation: les individus ne touchent de revenu que ce qui correspond à des rendements sur des investissements préalablement effectués; le niveau de revenu d'un individu est le résultat de décisions personnelles, librement consenties. Inversement, les dépenses personnelles à des fins d'éducation, de santé, de migration, d'information ou de formation professionnelle sont essentiellement motivées par des considérations de revenu futur. Plus récemment, on a élargi le modèle; c'est ainsi que des dépenses d'éducation peuvent aussi être influencées par le milieu familial et les aptitudes des enfants, mais on s'empresse d'ajouter que les parents font aussi des dépenses d'investissement pré-scolaires: les aptitudes des enfants sont, dans une large mesure, le résultat d'investissements passés.

Si les calculs de taux de rendement de l'éducation se contentent d'observer une corrélation entre niveaux de scolarité et revenus, les tenants du nouveau courant ne prenaient pas beaucoup de temps, au début, pour faire l'acte de foi néo-classique: si la corrélation existe, c'est que la scolarisation accroît la productivité marginale qui se réflète dans les revenus. Ces revenus sont le résultat du jeu de l'offre et de la demande. L'offre des gens plus scolarisés est plus petite parce que l'éducation a un coût et la demande des gens plus scolarisés est plus grande parce qu'ils sont plus productifs.

Une telle formulation de la théorie s'est accompagnée, surtout au début, de plusieurs interprétations ou recommandations politiques qui gravitaient autour de la proposition suivante: si les gens sont pauvres, c'est très souvent parce que le processus d'accumulation de capital humain a été trop faible ou s'est interrompu trop tôt. Dans sa forme la moins brutale, ce constat rejoint cette tradition qui fait de l'éducation un instrument de mobilité sociale et qui a présidé à la mise en oeuvre de mille et une politiques d'égalisation des chances, d'enseignement compensatoire et de formation de main-d'oeuvre.

---

1 On peut consulter l'article bibliographique de Sahota (1978) sur ce sujet.

Les temps d'une vision aussi simplifiée ont peu à peu laissé place à des moments de doute ou de désenchantement, à des interprétations plus complexes et à une volonté d'élargir le cadre de réflexion. Tous ces travaux plus récents, qui incorporent cette nouvelle tendance, ne sauraient cependant être considérés comme une rupture avec ce nouveau courant vieux maintenant de plus de vingt ans. En fait, si ce courant pouvait sembler constituer une excroissance de ces théories de la répartition qui insistent sur l'existence de marchés compétitifs et, ainsi, sur le principe des différences compensatoires, la littérature récente sur le sujet a opéré certains rapprochements avec cette autre tendance qui insiste davantage sur l'existence de forces non compétitives[2].

Sans nier l'existence d'une corrélation scolarité-revenu, plusieurs se sont interrogés sur le sens de cette corrélation. Pour certains, l'effet important de l'éducation n'est pas d'accroître les aptitudes techniques ou intellectuelles mais plutôt d'inculquer des attitudes qui permettront de mieux se situer dans un système caractérisé par une dialectique dominants-dominés. Pour d'autres, le système d'éducation n'est qu'un vaste système de tamisage qui permet l'accès à différentes filières d'emplois; ce sont ces emplois qui dispensent la formation pertinente.

Tous ces doutes nous forcent à poser des questions, à situer l'analyse à un niveau plus concret, plus désagrégé. Ils rendent notamment incertains ces résultats qui oublient la diversité des expériences individuelles pour ne privilégier qu'une seule variable indifférenciée, la scolarité.

Dans ce qui suit, nous avons choisi de reproduire l'évolution de la pensée économique sur le sujet et de passer progressivement du cas simple au cas complexe. Point n'est besoin d'insister sur le fait qu'il n'est cependant pas notre intention de soulever l'ensemble des problèmes posés par les recherches en économie de l'éducation. Nous nous limitons au pouvoir qu'ont certaines variables d'expliquer les disparités de revenu au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée.

---

2 On peut consulter l'article bibliographique de Blaug (1976) sur ce sujet.

II- L'impact de l'éducation sur le revenu au Canada

"There has been surprisingly little empirical research to measure economic returns on Canadian university education since 1960..."[3]. Tel est le verdict que pose Mehmet au début d'un article sur le sujet. Il nous semble bien que le verdict soit juste.

Les travaux de Podoluk (1965) font certainement oeuvre de pionnier en ce domaine. Par la suite, le Conseil économique du Canada entreprit des études sur la rentabilité de l'investissement en éducation et en publia les principaux résultats dans son Huitième Exposé annuel. Dans cette première série d'études canadiennes, les études universitaires apparaissent fort rentables. Les taux de rendement privés sont de 19.7% chez Podoluk alors que selon les calculs du Conseil économique du Canada, si ces taux de rendement avaient baissé entre 1961 et 1967, ils demeuraient plus que satisfaisants, se situant aux environs de 11% pour la société et de 13% pour les individus en 1967[4].

Un deuxième ensemble de résultats nous sont fournis par les différents travaux de Dodge et Stager qui culminèrent dans un article conjoint publié en 1972. Dans ce dernier article, en utilisant les données de l'enquête sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée de 1967 et en limitant les calculs aux seules études post-graduées en sciences, en génie et en administration, les auteurs ne trouvaient guère de projets d'investissement en éducation qui soient rentables à la lumière des critères traditionnels[5].

Dans une étude récente, Mehmet (1977) calcule des taux de rendement pour 21 disciplines et obtient pour 1961, 1969 et 1972 des taux moyens égaux respectivement à 14.1%, 22.3% et 18.2%. Ces taux correspondant à des études de premier cyle, ils peuvent être reconciliés avec ceux de Dodge et Stager en postulant une diminution du taux de rendement avec le niveau d'études. C'est d'ailleurs à une telle conclusion que nos propres recherches sur les disparités de revenu au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée du Canada nous ont conduits.

Dans ces recherches nous avons, dans une première étape, estimé la fonction de détermination du revenu personnel spécifiée par Mincer (1974) à l'aide de données sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée du Canada. Cette fonction de Mincer est la suivante:

---

3 Voir Mehmet (1977), p. 322.

4 Dans une étude plus récente, Holmes (1974) obtient pour la même année 1967, un taux de rendement social légèrement inférieur à 8%.

5 A un taux d'escompte de 10%, seuls les diplômés en science qui entreprennent des études de maîtrise en administration font face à un profil qui, du point de vue privé, s'accompagne d'une valeur présente positive.

$$\ln R_i = a_0 + a_1 S_i + a_2 S_i^2 + a_3 X_i + a_4 X_i^2 + a_5 X_i S_i + a_6 \ln T_i + u_i \qquad (1)$$

où R_i = revenu annuel de l'individu i
S_i = nombre d'années de scolarité
X_i = nombre d'années d'expérience
T_i = nombre de semaines travaillées

L'échantillon que nous avons utilisé est constitué de répondants au questionnaire d'une vaste enquête menée au Canada en 1973 par Statistique Canada et commanditée par le ministère d'Etat à la Science et à la Technologie. Etait éligible toute personne ayant déclaré lors du recensement de 1971 être détentrice d'un diplôme universitaire.

Pour les fins de nos travaux, nous n'avons retenu que les 60,068 répondants mâles qui déclaraient avoir travaillé quarante semaines ou plus au cours de l'année précédente. Les disparités de revenu des travailleurs présumément bien ancrés dans le marché du travail nous semblaient nécessiter une étude prioritaire. Cependant, parce que la réponse à la question portant sur le nombre de semaines travaillées pouvait se révéler ambiguë à la lumière du problème des vacances d'été surtout chez les enseignants, nous avons adopté une solution intermédiaire en retenant pour fins d'analyse tous ceux des répondants qui déclaraient avoir travaillé au moins quarante semaines mais conservant en même temps cette variable dans notre fonction de détermination des revenus. Cette dernière variable indépendante n'a que peu d'influence sur les autres coefficients et notre fonction pourrait être considérée comme une fonction de détermination du taux de rémunération aussi bien que comme une fonction de détermination du revenu annuel. Tout aussi arbitrairement, nous avons décidé de laisser de côté l'étude des problèmes de disparités de revenu associées au sexe des individus.

La variable revenu représente la somme des salaires et du revenu professionnel du répondant. La variable scolarité, quant à elle, représente une évaluation du nombre d'années d'études passées dans le système universitaire. Un premier diplôme universitaire vaut quatre ans; tout autre diplôme de premier cycle (deuxième ou troisième baccalauréats, certificat ou diplôme non spécifiquement de deuxième cycle) vaut un an. Le diplôme de maîtrise et un diplôme d'études post-graduées valent 1.25 an. Le diplôme de doctorat vaut 3.45 ans. (Ces deux derniers chiffres sont empruntés de Dodge et Stager (1972); nous avons cependant décidé de comptabiliser séparément ces deux diplômes). Tout autre diplôme décerné après la maîtrise (par exemple, le M.Phil.) vaut deux ans. Le détenteur d'un premier diplôme professionnel en médecine se voit créditer six années d'études mais on ne tient pas compte de la scolarité préalable. Enfin, un répondant qui déclare être inscrit à un programme d'études et s'attendre à recevoir un diplôme se voit octroyer la moitié des années associées à ce niveau d'études. Un deuxième indice de scolarisation S_2 fut aussi construit; il ne se réfère qu'au dernier diplôme obtenu. Dans ce cas, le baccalauréat vaut quatre ans, la maîtrise 5.25, le diplôme de médecine six ans, le doctorat 8.70 et tout autre diplôme post-gradué 7.25.

La variable expérience est mesurée comme la différence entre l'âge du répondant et la somme de dix-huit et l'indice de scolarisation. Un deuxième indice d'expérience, X_2 , ne tient compte que du nombre d'années depuis l'obtention du dernier diplôme.

Compte tenu de la façon de mesurer les variables, on aura compris que la constante de l'équation a_0 permet d'évaluer le revenu d'un individu sans expérience et n'ayant pas de scolarité universitaire, e^{a_0}, dans la mesure où la variable semaines travaillées est exclue de la fonction de détermination du revenu.

Les principaux résultats empiriques sont consignés dans le Tableau 1, plus particulièrement dans les colonnes (1), (2), (4) et (5). Les colonnes (3) et (6) contiennent des résultats obtenus à l'aide d'une définition différente des variables scolarité et expérience; ces résultats ne seront analysés qu'à la toute fin de cette section. Comme il deviendra rapidement évident, les résultats de ces régressions apparaissent très robustes et ils ne changent guère à la suite de changements dans la forme utilisée de la fonction de détermination des revenus.

Le coefficient de détermination passe de .033 à .210, .214 et .222 alors qu'on prend successivement et cumulativement en compte l'influence de la scolarité, de l'expérience, de l'impact différencié des diverses années d'études universitaires et du nombre de semaines travaillées. C'est ainsi qu'on peut mettre en relief l'importance relative des années d'expérience dans la détermination des revenus de la main-d'oeuvre hautement qualifiée[6].

Les résultats de l'équation (5) nous permettent aussi d'inférer des taux de rendement. Si l'on fixe à huit le nombre optimal d'années d'expérience pour mesurer le taux de rendement de l'éducation, on obtient:

$$r = .235 - .026\ S$$

On peut donc fixer à 9.8% le taux de rendement d'un programme de maîtrise et à 0.9% celui d'un programme de doctorat. Il convient de noter ici que les taux de rendement ont tendance à décroître très rapidement. Ce qui tend à réconcilier, comme nous l'avions souligné précédemment, les résultats de Dodge et Stager (1972) et ceux de Mehmet (1977).

L'importance de l'expérience dans la détermination du revenu ressort clairement dans le Tableau 1. Les coefficients qui cherchent à isoler le rôle de l'expérience se montrent presque insensibles à un changement dans la formulation de la fonction de détermination des revenus. L'impact des années d'expérience va évidemment en décroissant à mesure que ces dernières s'accumulent. C'est ainsi que les années supplémentaires d'expérience cessent d'avoir un impact positif après vingt-six ou vingt-sept années de travail, c'est-à-dire

---

6 Notons, au passage, que le pouvoir de prédiction s'avère inférieur quand on compare nos résultats à ceux de Mincer (1974, p. 92); ceci ne saurait nous surprendre puisque nos échantillons sont plus homogènes eu égard aux critères de scolarité et de semaines travaillées.

Tableau 1

Résultats des régressions pour des fonctions de détermination des revenus

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	($\ell n\ R_9$)	9.27	8.68	8.58	8.21	3.81	2.63
Education	(S)	.075 (108.8)	.075 (119.5)		.238 (64.3)	.237 (64.3)	
	(S_2)			.098 (141.8)			.820 (144.5)
(Education)^2	(S^2)				-.013 (-45.1)	-.013 (-45.8)	
	(S_2^2)						-.059 (-130.3)
Education × Expérience	(S.X)				-.00037 (-5.9)	-.00022 (-3.5)	
	(S_2.X)						-.0001 (-1.5)
Expérience	(X)		.064 (237.0)	.065 (237.4)	.067 (159.8)	.064 (153.9)	
	(X_2)						.059 (138.9)
(Expérience)^2	(X^2)		-.0012 (-186.6)	-.0012 (-187.5)	-.0012 (-188.2)	-.0012 (-183.1)	
	(X_2^2)						-.0012 (-178.4)
Semaines travaillées	($\ell n\ T$)					1.12 (57.6)	1.05 (55.2)
R^2		.033	.210	.221	.214	.222	.264

Les nombres entre parenthèses représentent les statistiques de Student.

aux environs de cinquante ans. Une telle conclusion, à première vue, tend à confirmer l'impression qui se dégage d'une analyse des profils de revenu observés pour des groupes définis par différents niveaux de scolarité; cette analyse nous porte à penser que les gens plus instruits touchent leur revenu maximum relativement tard, alors qu'ils sont dans la cinquantaine.

De fait, notre estimation du nombre optimal d'années d'expérience semble conservatrice surtout si l'on pense que c'est du taux de rémunération, beaucoup plus que du revenu annuel, qu'il s'agit, puisque notre échantillon ne retient que ceux des travailleurs qui ont touché des revenus dérivés du travail pendant plus de quarante semaines au cours de l'année. Une évaluation du nombre optimal d'années d'expérience aurait produit un nombre inférieur si l'on avait retenu tous les individus puisque le retrait, partiel ou total, de la main-d'oeuvre s'accroît avec l'âge. (Cet effet, cependant, risque de ne jouer de façon significative qu'à un âge relativement avancé).

D'autre part, rappelons que nos données ont été obtenues en coupe instantanée et ne se réfèrent pas à l'expérience d'un individu donné. Si la productivité s'accroît et si la qualité de l'éducation s'améliore avec le temps on peut rétablir en partie la balance et conclure en faveur d'un âge optimal supérieur à cinquante ans.

Nous avons mentionné plus haut une deuxième façon de mesurer le niveau de scolarité universitaire. La variable S_2 ne prend en compte que la valeur en termes d'années d'études du dernier diplôme obtenu, l'expérience étant ajustée en conséquence. L'effet de cette nouvelle définition de la variable scolarité peut être évalué en comparant les colonnes (2) et (3) du Tableau 1. Le principal, pour ne pas dire l'unique, changement consiste en un accroissement du coefficient a_1, l'estimé du taux de rendement moyen, qui passe de .075 à .098. Le fait de ne pas tenir compte des hésitations des étudiants et de certains cheminements non linéaires dans le système d'éducation permet d'attribuer à la main-d'oeuvre hautement qualifiée plus d'efficacité qu'elle n'en a de fait eue dans son processus d'investissement. On retranche ainsi des coûts de formation et le taux de rendement s'accroît d'autant. Une telle façon de procéder est, selon nous, malheureuse. En rétrospective, il faut tenir compte de ces hésitations dans l'évaluation du taux de rendement. Soulignons aussi que le coefficient de détermination passe de .210 à .221, indiquant ainsi que les années d'études qui ne sont pas strictement nécessaires à l'obtention du dernier diplôme se révèlent une nuisance aux fins de compréhension des variations de revenu.

Les mêmes conclusions peuvent être inférées des données de la colonne (6). Dans cette formulation on ne tient compte, à la fois, que du nombre minimum d'années d'études nécessaires à l'obtention du dernier diplôme et des années d'expérience enregistrées après la date d'obtention du diplôme. Cette formulation est encore plus radicale puisqu'elle considère comme pure perte toutes les autres années. Encore une fois, cette formulation nous permet de mieux prédire le niveau de revenu que celle que représente la colonne (5); cependant, elle ne saurait être utilisée pour mesurer des taux de rendement.

Il convient d'ouvrir ici une dernière parenthèse. Au Canada, le système d'éducation francophone du Québec fut et demeure à certains égards différent du système d'éducation anglophone. Jusqu'à très récemment au Québec plusieurs facultés exigeaient le baccalauréat du Collège classique aux fins d'admission. C'est ainsi que pour obtenir un diplôme de maîtrise ou de doctorat un étudiant devait obtenir deux baccalauréats. Avec notre première méthode de calcul, un francophone recevra un plus grand nombre d'années d'études qu'un anglophone s'ils détiennent le même diplôme terminal. Ce nombre plus grand correspond à une scolarité plus grande et une évaluation des taux de rendement devrait en tenir compte. Cependant, pour des fins de détermination du niveau de revenu, il semble bien que nous soyons dans le pire des mondes possibles puisque les francophones reçoivent en crédit plus d'années de scolarité pour un diplôme donné mais moins de revenu s'il faut en croire la littérature (voir Raynauld et Marion (1972), Migué (1970) et Boulet et Raynauld (1977)). On comprend sans doute mieux pourquoi les prédictions sont meilleures quand on ne tient compte que de la valeur du dernier diplôme. On voit aussi la nécessité de désagréger selon une variable linguistique ou ethnique.

III- Profession, champ de spécialisation et revenu

L'importance du rôle des professions dans la détermination des revenus est un thème important dans la littérature canadienne. Il convient de mentionner ici les travaux de Wilkinson (1966), de Sewell (1972) et de Dodge (1972), entre autres.

Même si Wilkinson (1966) ne se limite pas à l'étude de la répartition des revenus au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée -son étude porte sur les revenus des journaliers, des techniciens et des ingénieurs- la question qu'il soulève est fort importante: quels sont les rôles respectifs de la scolarisation et de la profession dans la détermination des revenus?

Sa réponse est bien connue, voire même célèbre: les inégalités de revenu par professions sont bien plus importantes que les inégalités de revenu par niveaux de scolarité. D'où sa conclusion disant que l'éducation est un instrument d'accès à l'exercice d'une profession; à l'intérieur d'une profession, l'acquisition d'une quantité plus grande d'éducation est loin de toujours payer.

La thèse de Wilkinson sur l'influence de la profession a été reprise en plusieurs occasions dans la littérature canadienne. C'est ainsi que Sewell (1972) souligne à son tour que le "rendement de l'éducation" lui semble beaucoup plus redevable à des différences de revenus associées à l'exercice des diverses professions qu'à des différences de revenus à l'intérieur d'une même profession associées à divers niveaux de scolarisation. S'il existe souvent beaucoup de dispersion de scolarité à l'intérieur d'une profession, il s'ensuit que des gens avec des niveaux différents de scolarité peuvent remplir une profession donnée. De plus, ces différences de revenu associées à des différences de scolarisation à l'intérieur d'une profession mènent à des taux de rendement pour l'éducation égaux à la moitié des valeurs habituelles. De là à conclure que l'éducation permet avant tout un accès plus facile à l'exercice de certaines professions plus rémunératrices, il n'y a qu'un pas vite franchi.

C'est ainsi, selon Dodge (1972), que les différences de revenu entre professions sont souvent attribuables à des licences et qu'habituellement un taux de rendement élevé attribué à certains types d'enseignement ne fait qu'indiquer l'utilité de faire sauter les restrictions à l'entrée[7].

L'explication de Dodge, pour importante qu'elle soit, demeure loin d'expliquer l'ensemble des disparités de revenus au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée. Quand on fait allusion aux professionnels licenciés, on pense tout de suite aux avocats, médecins, ingénieurs et architectes dont l'exercice de la profession ne se fait qu'après l'obtention d'un diplôme dans une discipline bien spécifique. Or, comme le montrent à la fois Ahamad et al. (1978)

---

7 Les travaux des économistes canadiens s'inscrivent dans le courant de la littérature occidentale sur le sujet. Eckaus (1964), Berg (1971) et Thurow (1975) affirment tous que l'éducation n'est qu'un moyen d'accéder à des occupations mieux rémunérées dont l'exercice, par ailleurs, ne nécessite pas toujours une scolarité très poussée. Klevmarken (1972) dit que la profession joue un rôle plus important que l'expérience ou l'éducation dans la détermination des revenus.

et Girard et al. (1978), ces professions constituent des exceptions au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée, dont les caractéristiques principales sont la flexibilité et la mobilité: si les diplômes en droit et en médecine mènent avant tout à l'exercice respectif des professions d'avocats et de médecins et si, inversement, les professions d'avocats, de médecins, d'ingénieurs et de pharmaciens exigent des diplômes correspondants, tel est loin d'être le cas pour la vaste majorité des autres professions et champs de spécialisation.

A l'instar de Becker (1964, p. 86), nous pensons que les méthodes d'analyse de certains de ces travaux se montrent particulièrement injustes à l'endroit de l'éducation et de l'expérience. Ces dernières, en effet, sont souvent des instruments qui permettent aux gens d'obtenir des revenus plus élevés par l'intermédiaire de meilleurs emplois. En fait, l'introduction de la profession comme un argument de la fonction de détermination des revenus ne nous semble pas particulièrement heureuse. C'est ainsi qu'en sociologie de l'éducation la variable profession joue depuis longtemps un rôle équivalent à celui du revenu dans la théorie économique néo-classique, c'est-à-dire celui d'une variable dépendante. Une scolarité accrue permet non seulement à un individu d'être plus efficace dans l'exercice d'une profession, mais aussi d'accéder à de "meilleures" occupations. C'est par ces deux canaux que scolarité et expérience deviennent corrélées avec les revenus. Placer sur un même pied scolarité, expérience et occupation dans une fonction de détermination des revenus ne peut que biaiser vers le bas les coefficients qui estiment le rôle des deux premières variables.

Le débat n'est pas clos pour autant et c'est au niveau du champ de spécialisation qu'il faut le porter.

Si l'occupation est le canal privilégié par lequel l'éducation permet d'accéder à de hauts niveaux de revenus, le champ de spécialisation qualifie directement l'éducation. On n'accède pas à un champ de spécialisation par l'éducation mais on acquiert un niveau d'éducation supérieur dans un champ de spécialisation. Donc, ajouter les champs de spécialisation à l'éducation et l'expérience dans une équation de revenus portant sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée, c'est tenir compte du caractère spécifique de l'éducation supérieure acquise.

On peut maintenant se demander en quoi et comment le caractère spécifique de l'éducation donné par le champ de spécialisation ajoutera à l'explication des disparités de revenus au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée.

Dans le contexte socio-économique de la majorité des pays industrialisés, on peut penser qu'à un niveau d'éducation donné, certains champs de spécialisation donneront à un moment donné du temps un accès plus direct et plus rapide à un grand nombre d'occupations parmi les plus rémunératrices. Ainsi, par exemple, quatre années d'éducation universitaire dans le champ de spécialisation "administration et commerce" permettront probablement, en moyenne, un accès plus facile et plus rapide aux occupations les plus rémunératrices que quatre années d'éducation universitaire dans les "arts et humanités". Si c'est le cas, le caractère spécifique de l'éducation révélé par le champ de spécialisation devient important dans l'explication des disparités de

revenus au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée. Evidemment, ce caractère spécifique de l'éducation qui nous apparaît important au niveau de la formation universitaire, l'est sûrement beaucoup moins pour l'éducation pré-universitaire. C'est pourquoi le champ de spécialisation a été fort peu privilégié comme variable explicative dans les études de disparités de revenus portant sur l'ensemble de la population.

Dans une perspective dynamique, on devrait toutefois s'attendre à ce que cette caractéristique de certains champs de spécialisation de donner accès à un plus grand nombre de professions plus rémunératrices disparaisse par le jeu du marché puisque ces champs de spécialisation devraient attirer de plus en plus d'étudiants et donc produire de plus en plus de gradués. L'offre excédentaire entraînerait alors la disparition à plus ou moins longue échéance de la disparité de revenu. Toutefois, dans le cadre de ce facteur, une disparité pourrait persister dans le temps pour l'une, l'autre ou les deux raisons suivantes: l'accès à certains de ces champs de spécialisation privilégiés est institutionnellement limité ou les aptitudes innées exigées pour l'apprentissage de ces champs de spécialisation sont telles qu'une infime proportion du stock et du flux de la population les détient. C'est la première de ces raisons qui a été la plus étudiée dans le passé, tant au Canada qu'aux Etats-Unis. Quant aux liens entre aptitudes innées, champs de spécialisation et revenu, c'est un vaste domaine relativement vierge, particulièrement au Canada. La disponibilité de données statistiques fiables et complètes pose une contrainte majeure à des recherches poussées dans ce domaine[8].

Par ailleurs, l'organisation institutionnelle du travail peut se différencier selon les champs de spécialisation. Par organisation institutionnelle du travail nous entendons l'importance que représentent les "travailleurs-entrepreneurs" par rapport aux "travailleurs-employés" dans les divers champs de spécialisation. Ce facteur aura deux effets: il peut affecter le degré de certitude que les individus attachent à leur profil de revenu en même temps qu'il peut différencier selon la spécialisation, les habitudes de travail et en particulier le nombre moyen d'heures travaillées.

S'il advenait que le degré de certitude que les individus octroient à leur profil de revenus soit différent d'un champ de spécialisation à l'autre, il serait logique que les risques plus élevés soient compensés par des rendements supérieurs. Cette hypothèse n'est pas nouvelle puisque dès 1945 Friedman et Kuznets (1945) l'avançaient et tentaient de la vérifier empiriquement. On peut, toutefois, se demander pourquoi le risque serait plus grand dans certains champs de spécialisation. Nous pensons que le facteur déterminant est que dans certaines disciplines les individus, majoritairement, louent leurs services à des entrepreneurs privés ou publics alors que dans d'autres spécialisations ils sont eux-mêmes entrepreneurs et doivent, par conséquent, assumer la totalité des risques, si risque il y a. Le droit est sûrement un bon exemple de ce qui précède. La majorité des avocats sont, individuellement ou en groupes, des entrepreneurs assumant tous les risques de leur entreprise.

---

8 Pour une synthèse intéressante de ce sujet, Psacharopoulos, G. (1975), chap. III, pp. 13-40.

Cependant, il faut souligner que c'est l'organisation institutionnelle du travail, héritée d'une certaine tradition, qui veut qu'il en soit ainsi. Rien ne nous empêche d'imaginer une autre organisation du travail dans laquelle les avocats seraient majoritairement salariés avec une très faible incertitude quant à leur profil de revenus.

Comme nous l'avons souligné précédemment, ces différences dans l'organisation institutionnelle du travail ont un autre effet susceptible d'entraîner des disparités de revenus entre les champs de spécialisation. Il s'agit de la durée moyenne du temps consacré au travail par période (semaine, mois,...). Dans les champs de spécialisation où dominent les "travailleurs-entrepreneurs", la contrainte institutionnelle sur les heures de travail par période étant inexistante, les individus pourraient, en moyenne, travailler un plus grand nombre d'heures que dans les disciplines où les travailleurs sont salariés et où le nombre d'heures de travail par période est fixé de façon institutionnelle. Il serait alors normal que là où les individus travaillent en moyenne un plus grand nombre d'heures on constate, toutes choses égales, par ailleurs, un revenu moyen plus élevé[9].

L'équation de revenu et les résultats empiriques

Nous avons donc spécifié une équation de revenu où le revenu net avant impôt est expliqué par l'éducation, l'expérience et le champ de spécialisation. La variable dépendante est continue alors que les variables explicatives sont dichotomiques. Cette spécification discrète des variables indépendantes revêt deux avantages. D'une part, le caractère qualitatif du champ de spécialisation se prête particulièrement bien à ce type de variable et, d'autre part, la dichotomisation des variables explicatives a l'avantage de linéariser implicitement la relation à estimer, de telle sorte que les moindres carrés soient directement applicables.

Avec le même échantillon que celui utilisé à la section précédente et avec la même définition des variables, nous avons formé sept variables dichotomiques d'éducation, huit variables dichotomiques d'expérience et treize variables dichotomiques de champ de spécialisation. La nomenclature de l'ensemble de ces variables est donnée au tableau où sont présentés les résultats empiriques.

Notre équation de revenu peut s'écrire de la façon suivante:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{7} \beta_i Ed_{it} + \sum_{j=1}^{8} \gamma_j Ex_{jt} + \sum_{k=1}^{13} \delta_k S_{kt} + u_t \qquad (2)$$

y_t est le revenu net avant impôt du t-ième individu, Ed_{it}, Ex_{jt} et S_{kt} sont les valeurs que prennent respectivement les i-ième, j-ième et k-ième variables d'éducation, d'expérience et de champ de spécialisation. u_t est une variable stochastique normale centrée.

---

9 Cette possibilité est de plus en plus soulignée dans le cas des médecins et des dentistes. Voir, par exemple, Lindsay, C.M. (1973); Royaume-Uni, Royal Commission (1973); Mennemeyer, S. (1978).

Le lecteur averti aura immédiatement remarqué que cette équation ne peut être estimée par les moindres carrés ordinaires sans qu'on ait au préalable imposé trois contraintes linéaires. En effet, la matrice des produits croisés de nos observations est singulière et ne peut donc pas être inversée.

Nous avons choisi d'imposer les contraintes suivantes:

$$\sum_{i=1}^{7} f(i)\beta_i = 0 \qquad (2.1)$$

$$\sum_{j=1}^{8} g(j)\gamma_j = 0 \qquad (2.2)$$

$$\sum_{k=1}^{13} h(k)\partial_k = 0 \qquad (2.3)$$

f(i), g(j) et h(k) sont respectivement le nombre d'individus possédant le i-ième niveau d'éducation, le j-ième niveau d'expérience et un dernier diplôme dans la k-ième spécialisation.

Sous ces contraintes, on peut démontrer facilement que l'estimateur des moindres carrés de α sera égal à $\bar{y}$, la moyenne des salaires de notre population totale. De plus, si on s'intéresse à la valeur, par exemple, de l'estimateur de β_i, on verrait que[10]

$$\hat{\beta}_i = \bar{y}_i - \bar{y} - \frac{1}{f(i)}\left[\sum_{j=1}^{8}\hat{\gamma}_j\left(\sum_{t=1}^{T} Ed_{it}Ex_{jt}\right) + \sum_{k=1}^{13}\hat{\partial}_k\left(\sum_{t=1}^{T} Ed_{it}S_{kt}\right)\right] \qquad (3)$$

où $\hat{\beta}_i$, $\hat{\gamma}_j$ et $\hat{\partial}_k$ sont les estimateurs de β_i, γ_j et ∂_k, $\bar{y}_i$ est le revenu moyen des individus possédant le i-ième niveau d'éducation et T est le nombre total d'observations. β_i représente alors l'écart existant entre le revenu moyen de la population totale et celui des individus du i-ième niveau d'éducation étant entendu que les deux groupes sont définis par une structure commune d'expérience et de champ de spécialisation. Connaissant mieux la portée de la méthode utilisée, nous présentons les résultats de la régression au Tableau 2.

Suivant les explications données ci-après, le coefficient de la spécialisation "droit", par exemple, indique qu'un écart de $4,953. existerait entre le salaire moyen des individus de cette spécialité et celui de l'ensemble de la population si les individus moyens de chaque population possédaient les mêmes niveaux d'éducation et d'expérience.

---

10 Voir à ce sujet Boulet, Jac-André (1975).

Analyse des résultats d'ensemble

Les résultats obtenus appellent certains commentaires.

D'abord, les coefficients de la variable éducation montrent des mouvements erratiques principalement à cause des résultats pour le niveau de scolarité 6-7. Nous suggérons une interprétation susceptible d'expliquer ce fait. Dans le réseau anglophone d'éducation les participants à la main-d'oeuvre hautement qualifiée qui ont eu une démarche linéaire, se sont vus attribuer quatre années d'étude s'ils ne possèdent qu'un baccalauréat spécialisé, 5.25 ou six années s'ils détiennent une maîtrise ou s'ils sont médecins et 7.70 s'ils ont obtenu un doctorat sans passer par un programme de maîtrise. Dans le réseau francophone d'éducation, à cause de l'ancien système de collège classique, il faut habituellement ajouter une année à ces estimations, les médecins constituant une exception à cause de notre méthode d'évaluation. Si tel est le cas, la catégorie de scolarité 6-7 regroupe probablement un nombre anormalement élevé de francophones détenteurs d'une maîtrise et son coefficient est susceptible de refléter plus fortement l'existence de la disparité des revenus entre anglophones et francophones[11]. C'est ainsi qu'il s'avère possible de récupérer l'idée d'une corrélation positive entre scolarité et revenus du moins chez les Canadiens anglophones.

Les coefficients de la variable expérience ont le comportement attendu. Des résultats, il ressort que l'influence de l'expérience sur les revenus est parabolique: les plus expérimentés gagnent habituellement davantage; cependant, l'apport marginal décroît avec l'expérience. Enfin, remarquons que l'influence de cette variable est importante et stable.

L'estimation d'une équation de revenus intégrant, en plus des variables traditionnelles, les champs de spécialisation, nous permet d'évaluer l'incidence nette sur le revenu de cette dernière variable. On constate d'abord que l'addition des champs de spécialisation fait passer le R^2 de .17 à .24. Cette variable accroît donc substantiellement le pourcentage expliqué de la variance des revenus. De plus, comme l'indiquent les colonnes 1 et 2 du Tableau 2, les coefficients de la variable éducation sont passablement modifiés par l'addition de la variable champ de spécialisation. En effet, l'impact de chacun des niveaux d'éducation sur le revenu est considérablement réduit. La spécificité de l'éducation prise en compte par le champ de spécialisation a donc un effet non seulement dans l'explication des disparités de revenus mais aussi dans l'évaluation du rôle propre de l'éducation dans l'existence de ces disparités. D'ailleurs, de la partie de la variance des revenus expliquée par les variables retenues, les champs de spécialisation contribuent pour 34.8% à cette explication alors que les niveaux d'éducation ne contribuent que pour 12.2%.

Si le coefficient de chacun des champs de spécialisation est statistiquement significatif, le faible écart entre certains coefficients nous a incités à vérifier s'il était statistiquement significatif. Les résultats de cette vérification nous ont permis de constater que:

---

11 Pour une étude exhaustive de ce type de disparités, cf. Boulet, Jac-André et André Raynauld (1977).

Tableau 2

Présentation des résultats de la régression[12]

Constante	Régression 2a	Régression 2b
	17911	17911
Education		
0 < Ed ≤ 4	-1754(- 92.66)	- 1418(- 70.90)
4 < Ed ≤ 5	-1258(- 29.59)	- 283(- 6.69)
5 < Ed ≤ 6	4564(120.26)	2818(72.05)
6 < Ed ≤ 7	-1649(- 20.10)	- 709(- 8.91)
7 < Ed ≤ 8	4696(45.84)	3341(33.53)
8 < Ed ≤ 9	1696(17.37)	2452(15.85)
9 < Ed	3377(20.75)	2486(15.85)
Expérience		
Ex ≤ 2	-8472(- 78.14)	- 7945(- 76.16)
2 < Ex ≤ 5	-6506(-131.10)	- 6119(-127.53)
5 < Ex ≤ 9	-3785(- 92.15)	- 3408(- 86.06)
9 < Ex ≤ 14	- 478(- 11.82)	- 243(- 6.26)
14 < Ex ≤ 20	2954(67.54)	2860(68.08)
20 < Ex ≤ 27	4789(106.96)	4450(103.12)
27 < Ex ≤ 35	4232(80.15)	3705(72.74)
35 < Ex	2401(33.03)	1666(23.70)
Spécialisation		
Arts et Humanités		- 4125(- 18.84)
Education		- 3539(- 54.59)
Sciences humaines		- 3474(- 70.70)
Sc. naturelles et biologiques		- 1256(- 18.37)
Sciences pures		- 1180(- 21.51)
Autres disciplines en santé		- 881(- 6.30)
Sciences sociales		- 290(- 5.66)
B.A. général		- 65(- 1.43)
Sc. appliquées et Architecture		899(22.98)
Sciences générales		1538(12.11)
Administration et Commerce		1594(26.42)
Droit		4953(29.92)
Médecine		12896(141.84)
R^2	.170	.236

Les statistiques de Student sont entre parenthèses.

12 Dans la régression 2a, 29.0% de l'explication revient à l'éducation, 71.0% de l'explication revient à l'expérience. Dans la régression 2b, 12.2% de l'explication revient à l'éducation, 53.0% de l'explication revient à l'expérience et enfin 34.8% de l'explication revient au champ de spécialisation.

1) l'écart entre sciences humaines et sciences de l'éducation n'était pas significativement différent de zéro;
2) que les différences entre sciences naturelles, sciences pures et sciences de la santé (autres) n'étaient pas statistiquement significatives;
3) enfin, qu'il n'y avait pas de différence réelle entre sciences administratives et sciences générales[13].

Etude particulière de deux champs de spécialisation

Les résultats de la section précédente nous indiquent que la prise en considération du champ de spécialisation était justifiée. Toutefois, ces mêmes résultats ne nous renseignent pas sur l'importance respective de chacun des facteurs qui nous ont amené à intégrer dans notre équation de revenus les champs de spécialisation.

A l'aide des deux cas extrêmes, concernant l'impact du champ de spécialisation sur le revenu ("éducation" et "médecine"), nous allons illustrer comment il est possible d'évaluer, grossièrement il faut en convenir, l'importance respective de certains facteurs représentés par le champ de spécialisation.

Nous supposons, au départ, qu'en moyenne les aptitudes innées des individus ne sont pas différentes d'un champ de spécialisation à l'autre. Par ailleurs, pour les deux cas étudiés, le lien entre le champ de spécialisation et l'occupation est étroit, si bien que l'accès à un ensemble plus vaste d'occupations ne sera pas un facteur d'explication de l'impact sur le revenu de ces deux champs de spécialisation. Reste alors de l'ensemble des facteurs considérés, l'organisation institutionnelle du travail et les barrières à l'entrée dans une discipline.

Nous examinerons d'abord le cas du champ de spécialisation "médecine" en fonction de ces deux facteurs. Rappelons que, par organisation institutionnelle du travail, nous entendons l'importance que représentent les "travailleurs - entrepreneurs" par rapport aux "travailleurs - employés" dans les divers champs de spécialisation. Ce facteur pourra, d'une part, affecter le degré de certitude que les individus attachent à leur profil de revenus et, d'autre part, il pourra différencier, selon la spécialisation, les habitudes de travail et, en particulier, le nombre moyen d'heures travaillées.

Pour examiner l'hypothèse selon laquelle la disparité de revenus imputable à la spécialisation "médecine" serait une compensation pour un degré plus grand d'incertitude quant au revenu, nous avons calculé pour l'ensemble de notre échantillon et pour le sous-ensemble des individus dans le champ de spécialisation "médecine" un coefficient de variation du revenu. Les résultats appuieront l'hypothèse antérieurement énoncée si le coefficient de variation du revenu est plus élevé pour la "médecine" que pour l'ensemble de notre échantillon sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée. En effet, de tels résultats nous indiqueraient tout simplement qu'à un risque plus considérable est attachée,

---

13 Le champ de spécialisation sciences générales constitue un sous-groupe peu important par sa taille et très hétérogène.

comme il se doit, une possibilité de rendement plus élevé. Le coefficient de variation pour l'ensemble de l'échantillon est de .61 alors qu'il est de .54 pour la "médecine". Il serait donc difficile dans le cas de la "médecine" de retenir cette première hypothèse[14].

La deuxième hypothèse veut que dans les champs de spécialisation où les "travailleurs - entrepreneurs" sont majoritaires, et c'est le cas de la médecine, l'organisation institutionnelle du travail peut être telle qu'en moyenne le nombre d'heures travaillées par période est plus élevé que pour l'ensemble de la population.

La méthode que nous avons suivie pour vérifier cette hypothèse est très simple. Le coefficient de chacun des champs de spécialisation dans la régression générale nous donne l'effet net du champ de spécialisation sur le revenu moyen après avoir standardisé pour l'éducation et l'expérience. A partir de ces résultats de régression, le revenu moyen des médecins que l'on peut comparer au revenu moyen de l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée est de $30,807. Les médecins travaillant en général à leur propre compte ne peuvent jouir des bénéfices marginaux accordés par les employeurs et qui s'élèvent en moyenne à 10% du salaire reçu[15]. Pour les rendre comparables aux revenus de salaire, il fallait donc réduire le revenu des médecins de quelque $1,800. Par ailleurs, nous avons supposé que la semaine de travail pour l'ensemble de la population était en moyenne de 40 heures et que les travailleurs bénéficiaient de quatre semaines de vacances. A ce nombre d'heures travaillées, le taux de salaire horaire moyen de l'ensemble des travailleurs de notre population est de $9.33. Il s'agit alors de calculer le taux de salaire horaire moyen des médecins pour différents nombres d'heures travaillées et voir si l'on peut expliquer ainsi la disparité de revenus favorisant ce champ de spécialisation.

Pour les Etats-Unis, Freeman indique qu'en travaillant en moyenne 50.8 heures par semaine, les médecins auraient une semaine de travail de quelque 20% plus longue que celle de l'ensemble des professionnels[16]. Au Québec, une enquête menée auprès des médecins par leur Fédération conduit à des résultats tout à fait similaires[17]. Par ailleurs, dans cette enquête, 80% des répondants disaient prendre cinq semaines et plus de vacances par année, ce qui, à notre avis, est nettement supérieur à la moyenne pour l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée.

---

14 En fait, pour les divers champs de spécialisation mentionnés dans le Tableau 2, seuls les coefficients de variations des diplômés en sciences pures et en science de l'éducation sont inférieurs à ceux des diplômés en médecine.

15 Compte tenu du type de calculs que nous effectuons par la suite, nous n'avons retenu que les bénéfices marginaux autres que les vacances et congés payés. Pour plus de détails sur l'importance des bénéfices marginaux, cf. Conseil économique du Canada, L'Enigme de l'inflation, Treizième Exposé annuel, Ottawa, 1976, chap. 3.

16 Freeman, Richard B. (1976), chap. 5, p. 120.

17 Les résultats de cette enquête de janvier 1976 sont les suivants: le nombre total d'heures travaillées par semaine (incluant les aspects administratifs, professionnels et de fournitures de soins) serait en moyenne de 53.1 pour l'ensemble des médecins: 51.8 heures pour les omnipraticiens, 61.2 heures pour les résidents et 50 heures pour les spécialistes.

Le Tableau 3 donne le taux de salaire horaire des médecins selon diverses durées de semaines de travail et en supposant quatre semaines de vacances par année.

Tableau 3

Taux de salaire horaire selon le nombre d'heures travaillées - médecine

Heures de travail par semaine	Taux horaire $	Différence en % par rapport à l'ensemble
40	15.11	61.9
45	13.43	43.9
50	12.09	29.6
55	11.00	17.9
64.8	9.33	0.0

Si les médecins ne travaillaient que quarante heures par semaine, leur taux de salaire serait de quelque 62% supérieur à celui de l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée. Pour avoir un taux de salaire équivalent à celui de l'ensemble des professionnels, les médecins devraient en fait travailler près de 65 heures par semaine et 48 semaines par année. Cependant, si nous acceptons la norme de 50 heures par semaine, quelque 30 pour cent de la disparité de revenus entre les médecins et l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée ne seraient pas expliqués par l'ensemble des facteurs pris en considération, et ce chiffre s'élèverait à 35 pour cent en supposant que les médecins prennent en moyenne deux semaines de vacances de plus que les autres professionnels.

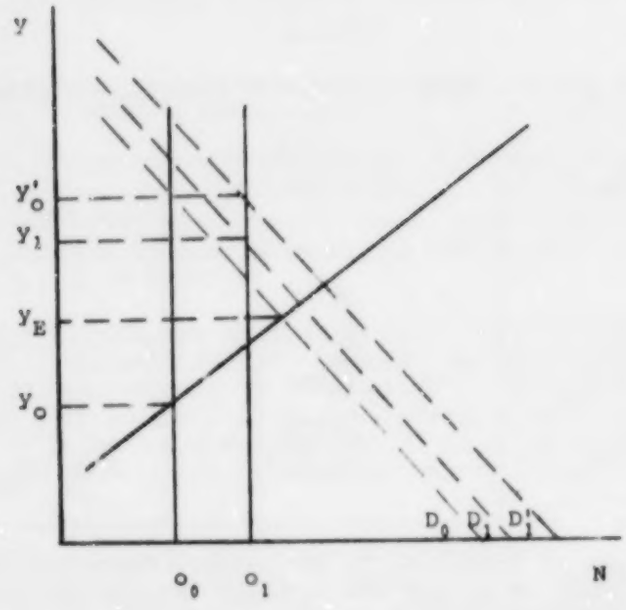
L'explication de ce résidu ne peut alors revenir qu'aux caractéristiques du marché des soins médicaux. En effet, si l'éducation, l'expérience, le risque et le nombre d'heures travaillées ne peuvent expliquer la totalité de la disparité de revenus entre les médecins et les autres professionnels, on est en droit de penser que des barrières artificielles à l'entrée ou l'influence des médecins sur la demande de soins médicaux jouent un rôle dans la détermination de leurs revenus. Ce rôle serait important puisque la disparité en cause est loin d'être négligeable.

Pendant longtemps (et encore de nos jours) on a imputé exclusivement aux barrières artificielles à l'entrée de la profession médicale le revenu élevé des médecins[18]. On pense, toutefois, de plus en plus, qu'à cette contrainte artificielle sur l'offre de médecins s'est ajouté (pour ne pas dire s'est substitué) un déplacement "artificiel" de la demande de soins médicaux engendré par les médecins eux-mêmes. Ainsi que le suggèrent, entre autres, Migué et Bélanger (1972).

---

18 Friedman, M. et S. Kuznets (1945); Freeman, Richard B. (1976).

Graphique 1



Dans le Graphique 1, au temps t_0, le revenu des médecins se situe à y'_0 plutôt qu'à y_E compte tenu d'une contrainte sur l'offre. A cause de l'immigration et d'une politique moins restrictive des facultés de médecine et du Collège des médecins, l'offre passe de 0_0 à 0_1 en t_1. Au cours de cette même période cependant la plus grande accessibilité aux soins de santé se conjuguant avec la croissance de la population fait passer la demande de soins de D_0 à D_1. Cette diminution de la contrainte sur l'offre réduit la disparité de revenus en faisant passer le revenu des médecins de y'_0 à y_1. Si, dans le même temps, les médecins ont pu déplacer "artificiellement" la demande de soins médicaux de D_1 à D'_1, il s'ensuivra le maintien de la disparité de revenus. On remarquera que, suivant cette approche, on pourrait observer tout aussi facilement une hausse de la disparité malgré une atténuation de la contrainte sur l'offre qu'une réduction de l'écart moins considérable que celle qu'aurait entraînée le déplacement de l'offre n'eût été celui de la demande. L'explication des revenus élevés des médecins par les caractéristiques de leur marché est donc passablement plus complexe que l'existence de barrières artificielles à l'entrée dans cette profession. Par conséquent, penser qu'on pourrait éliminer la disparité de revenus uniquement en libéralisant l'offre de médecins pourrait conduire à l'établissement de politiques ayant plus d'incidence à la hausse sur le coût de la santé qu'à la baisse sur le revenu des médecins.

Venons-en maintenant au champ de spécialisation "science de l'éducation". A niveaux d'éducation et d'expérience donnés, le revenu des individus spécialisés en "science de l'éducation" est $3,539. inférieur au revenu moyen de l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée. Comment peut-on expliquer ce différentiel négatif?

D'abord, contrairement au cas de la médecine, il n'y a pas de barrières à l'entrée dans ce champ de spécialisation et il ne conduit pas à un marché du travail protégé. De plus, ce champ de spécialisation n'est pas reconnu pour donner accès à un ensemble important d'occupations hautement rémunérées. L'enseignement et les tâches administratives qui l'entourent constituent le débouché normal et presque unique des spécialistes en "science de l'éducation". Les deux éléments précités ne sont sûrement pas favorables à l'établissement d'un différentiel positif de revenus.

Par ailleurs, alors que le coefficient de variation du revenu est de .61 pour l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée, il n'est que de .37 pour le sous-ensemble "science de l'éducation". Comme nous le soulignions antérieurement, à un risque plus faible correspond généralement un rendement moins élevé. Selon cette interprétation, il serait alors normal que le champ de spécialisation "science de l'éducation" ait un différentiel de revenus négatif[19].

Enfin, si l'on accepte que les enseignants aient normalement huit (8) semaines de vacances par année, il suffirait qu'ils travaillent cinq heures de moins par semaine (35 heures) que les 40 heures postulées pour l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée pour que leur taux de salaire horaire soit exactement le même que celui de l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée.

L'incidence de l'éducation et de l'expérience à l'intérieur des champs de spécialisation

Dodge et Stager (1972) ont déjà trouvé, à partir des données de l'enquête sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée de 1967, que non seulement le taux de rendement de l'investissement en éducation diminuait avec le nombre d'années d'étude mais aussi qu'il variait selon la discipline. L'étude plus récente de Mahmet (1977) confirme cette conclusion.

L'application de notre équation de revenus à chacun des champs de spécialisation nous a aussi révélé à quel point l'incidence de l'éducation et de l'expérience était variable selon le champ de spécialisation[20].

Poursuivant l'étude des deux champs de spécialisation que nous avons retenus, le Tableau 4 nous donne les résultats de l'estimation de l'équation de revenus pour "science de l'éducation" et "médecine".

---

19 De là à affirmer que le montant de $3539. compense pleinement, il y a un fossé que nous n'osons franchir ici.

20 On trouvera en annexe les résultats empiriques pour chacun des champs de spécialisation.

Tableau 4

	Science de l'Education	Médecine	Droit
Constante	13407	34952	23314
Education			
0 < Ed ≤ 4	- 848(-35.63)		367(2.70)
4 < Ed ≤ 5	- 261(- 5.02)		1475(1.53)
5 < Ed ≤ 6	1593(26.37)	180(2.59)	- 2970(- 2.36)
6 < Ed ≤ 7	1581(15.15)	-15963(-11.98)	- 5309(- 2.66)
7 < Ed ≤ 8	2598(11.78)	1865(4.70)	- 4033(- 1.58)
8 < Ed ≤ 9	5447(28.73)	- 1815(- 1.20)	- 3710(- 2.08)
9 < Ed	6064(18.40)	- 3852(- 5.60)	- 6817(- 1.64)
Expérience			
Ex ≤ 2	-5149(-34.03)	-18570(-15.69)	-13218(- 3.65)
2 < Ex ≤ 5	-3647(-55.11)	-10062(-16.67)	-13132(-13.10)
5 < Ex ≤ 9	-1957(-40.53)	- 7268(-17.67)	- 2745(- 2.95)
9 < Ex ≤ 14	191(4.20)	1539(4.65)	- 1595(- 1.88)
14 < Ex ≤ 20	2368(37.94)	4953(15.54)	3800(6.07)
20 < Ex ≤ 27	3263(44.74)	5112(17.84)	5671(8.21)
27 < Ex ≤ 35	2844(29.28)	1712(5.21)	4786(8.07)
35 < Ex	3144(24.38)	- 6931(-17.00)	- 3564(- 7.29)
R^2	.34	.10	.08

Les résultats pour "science de l'éducation" sont à faire rêver tout économiste voulant démontrer la pertinence de la théorie du capital humain et conséquemment l'importance de l'éducation et de l'expérience dans l'explication des disparités de revenus. D'abord, seulement avec les variables éducation et expérience, on réussit à obtenir un R^2 de .34. Par ailleurs, ces deux dernières variables ont un comportement tout à fait conforme aux attentes que l'on a à partir de la théorie du capital humain.

Le champ de spécialisation "médecine" nous donne des résultats beaucoup moins orthodoxes. D'abord, le R^2 obtenu (.10) est trois fois plus faible que celui obtenu dans le cas de "science de l'éducation". La variable éducation donne des résultats, a priori, surprenants. Si l'on ne retenait que cette variable explicative, le R^2 obtenu ne serait que de .017. De plus, si nous faisons abstraction du niveau d'éducation 7 qui ne s'explique que par le fait qu'il comprend essentiellement les "étudiants-résidents" qui sont des salariés des hôpitaux, nous constatons qu'à toutes fins pratiques, après l'obtention du premier diplôme, l'éducation n'ajoute rien au niveau de revenus.

On peut penser que dans les champs de spécialisation où le premier diplôme donne accès à un marché plus ou moins protégé et où les "travailleurs - employeurs" sont majoritaires, d'abord l'éducation et l'expérience expliqueront assez peu des disparités interindividuelles de revenus et, ensuite, on risque de ne pas retrouver de croissance du revenu avec le niveau d'éducation. En effet, dans ces domaines professionnels, une fois le premier diplôme acquis, ce sont davantage l'expérience, la capacité de travail et les autres attributs personnels de l'individu (personnalité, facilité de communiquer verbalement, etc...) qui seront susceptibles d'expliquer une bonne part des disparités interindividuelles de revenus. Les résultats obtenus pour le "droit" confirment ceux obtenus pour la "médecine". Ils vont même plus loin puisque, dépassé le premier diplôme, l'éducation a un effet négatif sur le revenu.

Comme nous l'avons dit antérieurement, "science de l'éducation" conduit surtout à une carrière d'enseignant et d'administrateur scolaire. Les individus sont donc employés par des institutions publiques ou parapubliques où le nombre d'heures travaillées est fixé institutionnellement, où les échelles de salaires sont structurées pour valoriser le niveau d'éducation et la longueur de l'expérience. Dans ces conditions, il n'est pas surprenant que l'éducation et l'expérience expliquent une proportion importante des disparités de revenus et que les autres caractéristiques individuelles soient moins déterminantes.

L'ensemble des résultats sur les champs de spécialisation que nous donnons en annexe nous montre à quel point l'incidence de l'éducation et de l'expérience est variable selon le champ de spécialisation. C'est seulement en étudiant en profondeur les mécanismes de détermination du revenu dans chacun des champs de spécialisation que nous pourrons parvenir à comprendre l'incidence de divers facteurs sur les disparités de revenus. On réalise aussi, à l'aide de ces résultats, que des études de l'incidence de l'éducation et de l'expérience portant sur l'ensemble de la main-d'oeuvre hautement qualifiée conduisent à des résultats assez peu utiles compte tenu de la dispersion alentour de ces résultats moyens.

CONCLUSION

L'idée d'investissement dans le capital humain constitue, à n'en pas douter, un apport théorique important aux fins de compréhension de la répartition des revenus. En fait, cette idée recouvre bien plus que la formation universitaire et l'expérience; dans ce sens précis, le texte plus haut rend très mal justice à cette théorie.

Notre étude de la disparité des revenus au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée permet néanmoins de jeter un certain éclairage sur les problèmes de la répartition. C'est ainsi qu'au Canada, les trois facteurs de niveau de scolarité, expérience et champ de spécialisation nous permettent d'expliquer environ le quart des disparités de revenu. Il s'agit d'une proportion non négligeable.

Il faut se garder ici contre une approche trop simplificatrice: nous croyons avoir démontré que le recours à une approche trop agrégée masque des différences importantes: un nombre plus grand d'années d'expérience ou de scolarité a un impact différent d'un champ de spécialisation à un autre. Une désagrégation par région ou par origine ethnique pourrait aussi nous amener à des résultats plus complexes.

Ce n'est pas d'aujourd'hui que certains ont été tentés d'utiliser l'éducation dans le but de modifier la structure des revenus. Les années 1960 ont été dominées par le slogan "Qui s'instruit s'enrichit" et par des politiques d'enseignement compensatoire; les années 1970 ont fait place à des sentiments d'incertitude, voire d'impuissance, illustrés par le volume de Jencks, Inequality. Nous avons, quant à nous, laissé de côté ces problèmes importants qui nous auraient amenés à nous interroger sur l'identification de ceux à qui profite le système d'enseignement tel qu'il est constitué: le rôle de ce système est-il de favoriser la constitution de nouvelles élites ou, plutôt, de reproduire tout simplement les classes sociales d'une génération à l'autre?

Ces questions réclament une connaissance plus poussée de l'expérience concrète des individus au foyer, à l'école et sur le marché du travail. Qu'est-ce qui assure que les jeunes ont du succès dans leur apprentissage? Poser la question, c'est soulever le problème de l'efficacité de l'école et de l'influence du milieu familial. Avec le temps, cette question cède la place à une autre: quel rôle jouent les succès scolaires dans la détermination du profil de carrière?

Pour essayer de répondre à ces questions, il est très utile de disposer de données longitudinales. Plutôt que de réclamer d'autres enquêtes fort coûteuses, nous préférons adopter un réflexe typiquement micro-économique et respecter la contrainte budgétaire: il nous semble en effet que les ressources disponibles sont souvent ignorées ou peu exploitées. C'est ainsi que l'Enquête de 1973 sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée, déjà mentionnée, contient beaucoup d'informations sur l'expérience antérieure des répondants; rendre ces données davantage accessibles constituerait sans doute un pas dans la bonne direction. De la même façon, les dossiers scolaires cumulatifs des étudiants de la Commission des écoles catholiques de Montréal et le fichier du projet ASOPE des professeurs Rocher et Bélanger nous semblent constituer des mines importantes de renseignements.

En fait, la contrainte la plus importante nous semble la taille relativement petite de la communauté scientifique prête à travailler sur des problèmes canadiens; il s'agit d'ailleurs d'une contrainte exacerbée par la dispersion des efforts. Il nous a semblé urgent, tout au long de notre réflexion, de créer ou de connaître un inventaire de toutes les recherches qui se font jour après jour au Canada et au Québec sur les problèmes d'éducation et de répartition des revenus. L'Inventaire des recherches sur l'enseignement supérieur au Canada publié par l'Association des universités et collèges du Canada pourrait servir d'exemple et de voie à suivre.

BIBLIOGRAPHIE

Ahamad, B., A. Brown, N. Cartier, J. Desroches et J. Greenberg (1978); Degree-Holders in Canada: An Analysis of the Highly Qualified Manpower Survey, Education Support Branch, Department of the Secretary of State, Ottawa.

Becker, G.S. (1964); Human Capital, National Bureau of Economic Research, New York.

Berg, I. (1971); Education and Jobs, the Great Training Robbery, Beacon Press, Boston.

Blaug, M. (1976); Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey, Journal of Economic Literature, sept.

Boulet, J.A. et A. Raynauld (1977); L'Analyse des disparités de revenu suivant l'origine ethnique et la langue sur le marché montréalais en 1961, document no 83, Conseil économique du Canada, Ottawa, mars.

Dodge, D.A. (1972); Occupational Wage Differentials, Occupational Licensing and Returns to Investment in Education: An Exploratory Analysis in S. Ostry (ed.), Canadian Higher Education in the Seventies, Conseil économique du Canada, Ottawa, mai.

Dodge, D.A. et D.A.A. Stager (1972); Economic Returns to Graduate Study in Science, Engineering and Business, Revue Canadienne d'Economique, mai.

Eckaus, R.S. (1973); Economic Criteria for Education and Training, Quarterly Journal of Economics, février.

Freeman, R.B. (1976); The Over-Educated American, Academic Press, New York.

Friedman, M. et S. Kuznets (1945); Income from Independent Professional Practice, National Bureau of Economic Research, New York.

Girard, G., J.C. Otis et N. Proulx (1978); Le stock de ressources humaines hautement qualifiées du Québec et la production des universités québécoises, 2 tomes, Office de la langue française, L'Editeur officiel du Québec, Québec.

Holmes, R.A. (1974); La rentabilité économique de l'éducation au Canada, Catalogue 13-556F hors série, Statistique Canada, Ottawa.

Klevmarken, A. (1972); Statistical Methods for the Analysis of Earnings Data, with Special Application to Salaries in Swedish Industry, The Industrial Institute for Economic and Social Research, Stockholm.

Lacroix, R. et C. Lemelin (1977); Les disparités de revenu au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée du Canada, Département de Science économique, Université du Québec à Montréal.

Lacroix, R., C. Lemelin et P. Robillard (1978); Champ de spécialisation et revenu, Actualité Economique, janvier-mars 1978, pp. 5-19.

Lindsay, C.M. (1973); Real Returns to Medical Education, Journal of Human Resources, 2e trimestre.

Mehmet, O. (1977); Economic Returns on Undergraduate Fields of Study in Canadian Universities, 1961 to 1972, Relations Industrielles, vol. 32, no 3.

Mennemeyer, S. (1978); Really Great Returns to Medical Education?, Journal of Human Resources, hiver.

Migué, J.L. (1970); Le nationalisme, l'unité nationale et la théorie économique de l'information, Revue Canadienne d'Economique, vol. 3, no 2, mai.

Migué, J.L. et G. Bélanger (1972); Le prix de la santé, Editions Hurtubise HMH, Montréal.

Mincer, J. (1974); Schooling, Experience and Earnings, New York, N.B.E.R.

Podoluk, J.R. (1965); Earnings and Education, Bureau fédéral de la Statistique, Ottawa.

Psacharopoulos, G. (1975); Revenu et éducation dans les pays de l'OCDE, OCDE, Paris.

Raynauld, A. et G. Marion (1972); Une analyse économique de la disparité inter-ethnique des revenus, Revue Economique, vol. XXIII, no 1, janvier.

Sahota, G.S. (1978); Theories of Personal Income Distribution, a Survey, Journal of Economic Literature, mars.

Sewell, D. (1972); Educational Planning Models and the Relationship Between Education and Occupation, in S. Ostry (ed.), Canadian Higher Education in the Seventies, Conseil économique du Canada, Ottawa, mai.

Wilkinson, R.W. (1966); Present Values of Lifetime Earnings for Different Occupations, Journal of Political Economy, décembre.

Tableau annexe

Résultats des régressions par champ de spécialisation

	Arts et Humanités	Sciences humaines	Sciences naturelles et biologiques	Santé (autres)	Sciences sociales	Sciences appliquées et Architecture	Sciences pures	Administration	Sciences générales
Constante	13384	14067	17402	17090	15942	19008	16082	18502	20007
Education									
0<Ed≤ 4	- 954(- 8.0)	-1270(-27.4)	-2845(-44.1)	- 220(- 4.2)	-1292(-23.4)	- 352(-15.3)	-1227(-32.3)	- 665(-19.1)	- 4610(-27.6)
4<Ed≤ 5	- 507(- 1.4)	350(5.6)	-1993(-11.3)	- 848(- 1.8)	942(8.9)	- 659(- 4.4)	- 961(-10.6)	1227(6.1)	- 3264(-11.5)
5<Ed≤ 6	1463(5.1)	810(10.0)	3923(41.5)	3576(7.5)	1135(8.8)	1269(13.5)	1596(18.4)	2955(15.7)	7862(36.2)
6<Ed≤ 7	3499(5.6)	460(3.8)	-1494(- 4.8)	-5922(- 3.3)	407(1.8)	546(1.9)	- 372(- 2.3)	2144(4.5)	- 2777(- 5.1)
7<Ed≤ 8	393(0.3)	886(3.9)	4615(19.2)	511(0.5)	3389(8.3)	2520(7.5)	2917(21.2)	1865(1.8)	8815(12.6)
8<Ed≤ 9	4684(6.5)	3393(19.3)	1033(5.7)	1826(2.2)	3927(14.2)	2346(11.2)	2912(24.5)	7732(10.2)	518(0.6)
9<Ed	-2727(- 1.2)	3073(11.3)	5234(13.8)	2275(1.0)	3738(6.0)	2113(3.2)	3325(12.0)	7468(4.1)	3104(3.2)
Expérience									
Ex≤ 2	-4445(- 4.3)	-5791(-31.0)	-7553(-23.2)	-5665(- 6.9)	-7278(-31.9)	-9079(-27.6)	-6449(-37.6)	-8610(-24.0)	-10897(-14.1)
2<Ex≤ 5	-3978(-12.0)	-4108(-44.5)	-5894(-39.9)	-4414(-10.5)	-5199(-48.0)	-7374(-60.9)	-4926(-60.6)	-7187(-47.8)	- 7211(-21.6)
5<Ex≤ 9	-2204(- 7.9)	-1783(-23.2)	-3992(-30.9)	-1586(- 4.9)	-1812(-18.2)	-4723(-52.3)	-2828(-40.2)	-3739(-27.4)	- 4630(-15.0)
9<Ex≤14	583(1.9)	712(9.8)	- 289(- 2.1)	- 608(- 2.3)	1009(9.4)	-1611(-20.5)	- 453(- 5.6)	248(1.8)	- 2756(- 8.5)
14<Ex≤20	1956(6.2)	1985(22.1)	2030(14.8)	1504(5.8)	4268(29.6)	1060(12.9)	2722(30.2)	3732(26.6)	5009(14.4)
20<Ex≤27	1867(5.7)	3018(31.5)	4164(34.1)	3166(12.7)	5813(33.6)	3889(48.6)	5040(52.1)	5179(33.3)	6472(25.6)
27<Ex≤35	3683(8.9)	2846(24.0)	4023(29.0)	451(1.6)	6036(28.2)	4127(44.9)	6706(57.1)	3568(20.4)	3227(8.7)
35<Ex	1048(1.6)	676(4.9)	1043(4.5)	-1799(- 4.9)	6945(24.8)	4609(31.4)	4492(25.5)	3610(13.0)	575(1.0)
R^2	.17	.13	.26	.07	.15	.15	.30	.16	.35

Les statistiques de Student sont entre parenthèses.

SERIE "DOSSIER" DU C.R.D.E.

No. 1 - Poulin, F., Dion, Y., "LES DISPARITES REGIONALES AU CANADA ET AU QUEBEC: LES POLITIQUES ET PROGRAMMES, 1960-1973", novembre 1973, 94 pages, $2.50

No. 2 - Jouandet-Bernadat, R., Grenier, D., Houle, M., Lacasse, J., "LES INDUSTRIES MANUFACTURIERES DU QUEBEC", octobre 1973, 102 pages, $2.25 EPUISE

No. 3 - Ryba, A., "LE ROLE DU SECTEUR FINANCIER DANS LE DEVELOPPEMENT ECONOMIQUE DU QUEBEC: UN ESSAI EN FINANCE REGIONALE", mars 1974, 347 pages, $6.00 EPUISE

No. 4 - Proulx, P.-P., Beaudry, R., "LE TOURISME DANS LA REGION METROPOLITAINE DE MONTREAL", mai 1974, 58 pages, $2.00 EPUISE

No. 5 - Farine, A., Proulx, P.-P., "LES DIPLOMES DE L'UNIVERSITE DE MONTREAL SUR LE MARCHE DU TRAVAIL", juin 1974, 223 pages, $4.00 EPUISE

No. 6 - Lavoie, S., "LE TOURISME A MONTREAL ET A TORONTO: UNE ETUDE DE L'OFFRE", septembre 1974, 97 pages, $5.50 EPUISE

No. 7 - Chassé, S., Emond, F., "LA CLIENTELE TOURISTIQUE DE MONTREAL: ESSAI D'ANALYSE ET D'INTERPRETATION", juin 1975, 68 pages, $3.50

No. 8 - Ryba, A., Desnoyers, A., "LE SECTEUR FINANCIER ET LES ENTREPRISES DU QUEBEC: FINANCEMENT, INFORMATION ET PLACEMENT", novembre 1975 185 pages, $6.00

No. 9 - Proulx, P.-P., "LE DEVELOPPEMENT ECONOMIQUE ET LES RESSOURCES HUMAINES", juin 1976, 108 pages, $5.00

No. 10 - Proulx, P.-P., Rivard, J.-Y., "LE MARCHE DU TRAVAIL DU PERSONNEL INFIRMIER AU CANADA, LES EXAMENS DE LA PENURIE ET DE LA PARTICIPATION DES INFIRMIERES LICENCIEES", Eté 1976, 141 pages, $5.00

No. 11 - Courchene, T.-J., Sims, H.-R., "REVENU ET PROFILS MIGRATOIRES: QUEBEC, 1966-1969", août 1974, 104 pages, $5.00

SERIE "DOSSIER" (suite)

No. 12 - "VERS UNE PROBLEMATIQUE GLOBALE DU DEVELOPPEMENT DE LA REGION DE MONTREAL", Editeur: Pierre-Paul Proulx, 330 pages, $12.00

SERIE "CAHIER" DU C.R.D.E.

No. 1 - Lacroix, R. et Proulx, M., "UNE EVALUATION PARTIELLE DES PERTES OU DES GAINS DES PROVINCES RESULTANT DE LA MOBILITE DES ETUDIANTS ET DIPLOMES UNIVERSITAIRES", avril 1973, 55 pages. EPUISE

No. 2 - Tremblay, R., "LES INTENTIONS D'INVESTISSEMENTS DES ENTREPRISES MULTINATIONALES NON-AMERICAINES SUR LE MARCHE NORD-AMERICAIN", avril 1973, 65 pages. EPUISE

No. 3 - Martin, F., Lagana, A., Nepveu, J., "ESSAI D'ESTIMATION DE LA DEMANDE DE TRANSPORT EN COMMUN DANS LA REGION METROPOLITAINE DE MONTREAL", mai 1973, 50 pages. EPUISE

No. 4 - Lafleur, L.-R., Tremblay, R., "RELATIONS ENTRE LE COMMERCE INTERNATIONAL ET L'EMPLOI; CAS DU QUEBEC: 1965-1970", septembre 1973, 30 pages. EPUISE

No. 5 - Torrelli, M., Valaskakis, K., "L'ASSOCIATION C.E.E.-AFRIQUE NOIRE: PHENOMENE DE DOMINATION?", octobre 1973, 465 pages. EPUISE

No. 6 - Marks, D., "ANALYSE DES IMPOTS NEGATIFS SUR LE REVENU: L'EXPERIENCE AMERICAINE", juin 1973, 95 pages. EPUISE

No. 7 - Salvas-Bronsard, L., Lacroix, R., Lévesque, R., Outlas, P., "SUR LES IMPLICATIONS REGIONALES D'UNE POLITIQUE NATIONALE", mars 1974, 34 pages. EPUISE

No. 8 - Proulx, P.-P., Lagana, A., "ANALYSE DES EFFETS ECONOMIQUES DE LA SEMAINE COMPRIMEE ET DES HORAIRES FLEXIBLES SUR L'ENTREPRISE", septembre 1974, 32 pages. EPUISE

No. 9 - Proulx, P.-P., Rivard, J.-Y., D'Aoust, C., Rousseau, A., Tremblay, Y., "LA TARIFICATION PROFESSIONNELLE DANS LE CONTEXTE DE LA PRATIQUE PRIVEE", décembre 1974, 163 pages. GRATUIT

SERIE "CAHIER" (suite)

No. 10 - Tremblay, R., "MONNAIE ET DEVELOPPEMENT EN AFRIQUE OCCIDENTALE SOUS-SAHARIENNE", juillet 1975, 20 pages. GRATUIT

No. 11 - Lacroix, R., Scheuer, P., "L'EFFORT DE R & D, L'INNOVATION ET LE COMMERCE INTERNATIONAL", septembre 1976, 26 pages. GRATUIT

No. 12 - Proulx, P.-P., Bourgault, L., Manègre, J.-F., "CANDIDE-COFOR ET LA PREVISION DE BESOINS EN MAIN-D'OEUVRE PAR OCCUPATION ET PAR INDUSTRIE AU CANADA", 15 juillet 1976, 25 pages. GRATUIT

No. 13 - Proulx, P.-P., Bourgault, L., "LA REVISION DE L'ENQUETE SUR LA POPULATION ACTIVE - SES EFFETS SUR LES PRINCIPALES CARACTERISTIQUES DE LA MAIN-D'OEUVRE AU QUEBEC", août 1976, 24 pages. GRATUIT

No. 14 - Valaskakis, K., "RELATIONS NORD-SUD EN AFRIQUE DE L'OUEST: LE CAS NIGER-NIGERIA", Eté 1974, 58 pages. GRATUIT

No. 15 - Martin, F., "LA SATELLISATION ECONOMIQUE DANS LA REGION DE MONTREAL", mars 1977, 91 pages.

No. 16 - Rabeau, Y., Assayag, A., "LES COUTS EN MAIN-D'OEUVRE AU QUEBEC ET LA SITUATION CONCURRENTIELLE DE L'INDUSTRIE DE LA CONSTRUCTION", novembre 1977, 64 pages.

No. 17 - De Montigny, A., Martens, A., "PLANIFICATION MACROECONOMIQUE DU DEVELOPPEMENT ET COUTS D'OPERATION ET D'ENTRETIEN DES PROJETS DE L'ETAT: UN ESSAI DE SIMULATION", mars 1978, 50 pages.

No. 18 - Corbo, V., Martens, A., "LE TARIF EXTERIEUR CANADIEN ET LA PROTECTION DE L'ACTIVITE MANUFACTURIERE QUEBECOISE: 1966-1974", juin 1978, 77 pages.

No. 19 - Bronsard, C., Salvas-Bronsard, L., "SUR L'ESTIMATION D'UN SYSTEME COMPLET DE DEMANDE SOUS RATIONNEMENTS QUANTITATIFS", juillet 1978, 22 pages.

No. 20 - Montmarquette, C., Forest, P., "APPLICATION ET INTERPRETATION D'UN TEST STATISTIQUE DE CAUSALITE A LA POLITIQUE FISCALE ET MONETAIRE CANADIENNE", juin 1978, 20 pages.

DEPARTEMENT DE SCIENCE ECONOMIQUE
UNIVERSITE DE MONTREAL

CAHIERS DE RECHERCHE *(DISCUSSION PAPERS)*
1976 A AUJOURD'HUI *(1976 to Date)*

No	Auteur (s)	Titre
7601	F. Martin	"The regional factor in the diffusion of innovations".
7602	P. Fortin J. Czech Y. Fauvel L. Phaneuf	"Un modèle de l'inflation au Canada".
7603	C. Bronsard L. Salvas-Bronsard D. Delisle	"Computing optimal tolls in a money economy".
7604	L. Salvas-Bronsard	"Sensitivity analysis in economic policy".
7605	L. Salvas-Bronsard P.Y. Ouellet	"Une politique de taux de change pour l'économie Canadienne exercices d'optimation".
7606	M. Boyer L. Paquette	"An algorithm to find out if the intersection on M convex polyhedral cones has a non empty interior".
7607	M. Boyer	"A mathematical programming approach to general equilibrium".
7608	M. Boyer	"Expectations, markets and growth".
7609	J.G. Loranger	"Estimation des coûts de production du pétrole brut au Canada: une interprétation marxiste".
7610	J.P. Laffarque	"Spéculation déstabilisante en régime de change flexible. Une approche d'équilibre général".
7611	M. Gaudry	"Quelques problèmes de tarification du transport des voyageurs à Montréal".
7612	M. Boyer	"A habit forming optimal growth model".
7613	M. Gaudry	"Notions of equilibrium and their implications for travel modelling".

No	Auteur (s)	Titre
7701	M. Gaudry	"Seemingly unrelated static and dynamic urban travel demands".
7702	M. Gaudry M.J. Wills	"Estimating the functional form of travel demand models".
7703	A. Farine P.P. Proulx C. Lemelin	"Le financement de la formation post-secondaire".
7704	L. Dudley	"Foreign aid and the theory of alliances".
7705	P.P. Proulx	"Etude préliminaire de moyens et critères pour l'identification de secteurs à développement afin de faciliter l'adaptation industrielle au Canada".
7706	R. Lacroix C. Lemelin P. Robillard	"Champ de spécialisation et revenu".
7707	M. Boyer R. Kihlstrom J.J. Laffont	"Le calcul économique de la publicité frauduleuse".
7708	M. Gaudry M.G. Dagenais	"The dogit model".
7709	M. Gaudry	"The mechanics of public transportation: supplier action, rider reaction and vice versa".
7710	M. Los	"A discrete-convex programming approach to the simultaneous optimization of land use and transportation".
7711	M. Los	"Determining modal choice and station choice for a rail transit line".
7712	M. Los	"Comparison of several heuristic algorithms to solve quadratic assignment problems of the Koopmans-Beckmann type".
7713	M. Gaudry	"A study of aggregate Bi-modal urban travel supply, demand and network behavior using simultaneous equations with autoregressive residuals".
7714	J.M. Cousineau R. Lacroix	"Wage determination in the public and private sectors: the Canadian case.

No	Auteur (s)	Titre
7801	M. Gaudry M. Wills	"Testing the dogit model with aggregate time series and cross-sectional travel data".
7802	M. Los	"Combined residential location and transportation models".
7803	M. Gaudry	"Modeling ignorance and behavioral asymmetry in the choice of travel mode: a class of inverse power transformation probabilistic models".
7804	M. Gaudry	"A generalized logit mode choice model".
7805	C. Bronsard L. Grondin	"Sur la tarification optimale des services téléphoniques canadiens".
7806	C. Bronsard L. Salvas-Bronsard	"Sur l'estimation d'un système complet de demande sous rationnements quantitatifs".
7807	V. Corbo J.M. Dufour	"Fonctions de production dans l'économie du Québec".
7808	M. Gaudry	"A dogit model of travel mode choice in Montreal".
7809	M. Gaudry L. Lamarre	"Estimating intercity origin-destination matrices from traffic counts: a simple linear model for Quebec".
7810	C. Montmarquette P. Forest	"Application et interprétation d'un test statistique de causalité à la politique fiscale et monétaire canadienne".
7811	Y. Rabeau	"Un modèle de la détermination des salaires dans l'industrie de la construction au Québec".
7812	Y. Rabeau	"Stabilisation régionale et tensions inflationnistes: le cas de l'industrie de la construction au Québec".
7813	M. Los L. D. Hopkins	"Location-allocation algorithms for land use plan design with fixed and substitutable interactions".
7814	M. Gaudry M. Dagenais	"The use of Box-Cox transformations in regression models with heteroskedastic autoregressive residuals"
7815	J.M. Dufour	"Rank tests for serial dependence".
7816	V. Corbo A. Martens	"Le tarif extérieur Canadien et la protection manufacturière Québécoise: 1966-1974".
7817	F. Vaillancourt P. St-Laurent	"L'évolution des différences entre canadiens-français et canadiens-anglais, Québec, 1961-1971: les revenus".

No	Auteur (s)	Titre
7818	R. Théoret	"Une analyse du déséquilibre du bilan des banques à charte canadiennes 1967-1976".
7819	M. Boyer	"Multiperiod nonuniform pricing with interdependent demand and separate markets".
7820	R. Théoret	"L'impact de la Banque du Canada sur la disponibilité du crédit bancaire: 1967-1976".
7821	M. Los	"Some reflexions on epistemology, design and Planning theory".
7822	J.M. Cousineau	"L'impact du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec".
7823	C. Bronsard	"Economie et culture".
7824	F. Vaillancourt R. Roy	"Les différences dans le niveau de revenu des francophones et anglophones au Nouveau-Brunswick, 1971".
7825	A. De Montigny A. Martens	"Planification macroéconomique du développement et coûts d'opération et d'entretien des projets de l'Etat: Un essai de simulation".
7826	M. Gaudry M. Dagenais	"The generalized dogit mode choice model".
7827	M. Boyer	"Decentralized Planning in Unintegrated Systems".
7828	G.P. Jenkins C. Montmarquette	"Estimating the private and social opportunity cost of displaced workers".
7829	M. Boyer	"Constraints on portfolios and the structure of yields and interest rates".

No	Auteur (s)	Titre
7901		
7902	M. Dagenais D.L. Dagenais	"A general approach for estimating econometric models with incomplete observations".
7903	R. Lacroix C. Lemelin	"Education supérieure et revenu".